

Analyse empirique sur l'essence :

Mise à jour de quatre éléments de l'étude du conférence Board de janvier 2001 :

"Les quinze derniers pieds à la pompe : L'industrie de l'essence au Canada en 2000"

Bureau de la concurrence
Mars 2005

Résumé

Lors de son examen du marché pétrolier canadien, le Bureau de la concurrence a amassé des données et fait une étude empirique pour tester si les augmentations observées lors du printemps et de l'été 2004 étaient le résultat de comportement anticoncurrentiels. Spécifiquement, l'analyse du Bureau de la concurrence s'est concentrée sur quatre questions :

- a. Quelle est la relation entre les prix à la rampe au Canada et les prix du pétrole brut?
- b. Quelle est la relation entre les prix à la rampe au Canada et les prix à la rampe aux États-Unis?
- c. Quelle est la relation entre les prix de détail et les prix à la rampe?
- d. Est-ce que les prix de détail changent de façon asymétrique par rapport aux augmentations ou aux diminutions des prix à la rampe?

Ce travail empirique mené par le Bureau de la concurrence ne fournit aucune indication d'une détérioration concurrentielle des conditions du marché pétrolier canadien et suggère que les prix élevés durant le printemps et l'été 2004 étaient simplement le résultat de conditions particulières du marché. Spécifiquement, les résultats empiriques indiquent qu'il n'y a pas de comportement inhabituel à l'égard des prix dans l'industrie canadienne de l'essence qui supporterait les allégations de comportement anticoncurrentiel.

1. Introduction

Le 4 mai 2004, le Bureau a commencé un examen du marché canadien des produits pétroliers, afin de déterminer si les dernières augmentations des prix de détail de l'essence pouvaient être la conséquence d'une infraction à la *Loi sur la concurrence*. Une des mesures prises par le Bureau a été de recueillir des données sur les prix de détail et les prix de gros de l'essence et sur les prix du pétrole brut et de déterminer si les fluctuations de prix observées au printemps et à l'été de 2004 étaient attribuables au jeu de la concurrence ou à d'autres facteurs.

L'analyse des données a été fondée sur l'étude du Conference Board intitulée « Les quinze derniers pieds à la pompe : L'industrie de l'essence au Canada en 2000 » et rendue publique en février 2001 sous l'égide d'Industrie Canada et de Ressources naturelles Canada.

Dans son analyse, le Bureau a tenté de répondre à quatre questions :

- a. Quelle est la relation entre les prix à la rampe au Canada et les prix du pétrole brut?
- b. Quelle est la relation entre les prix à la rampe au Canada et les prix à la rampe aux États-Unis?
- c. Quelle est la relation entre les prix de détail et les prix à la rampe?
- d. Est-ce que les prix de détail changent de façon asymétrique par rapport aux augmentations ou aux diminutions des prix à la rampe?

Dans la section qui suit, nous décrivons les tests économétriques effectués, présentons les résultats obtenus ainsi que des commentaires relativement à nos constatations. La section 3 contient nos conclusions générales.

2. Methodologie et résultats

Les tests empiriques ont été effectués pour dix villes canadiennes : Saint John, Halifax, Québec, Montréal, Ottawa, Toronto, Winnipeg, Regina, Calgary et Vancouver. Pour chacune de ces villes, la société MJ Ervin nous a fourni les prix mensuels au détail de l'essence ordinaire sans plomb, tandis que la société Bloomberg nous a fourni les prix mensuels à la rampe pour le même type d'essence, ainsi que les prix du pétrole brut et les prix à la rampe aux États-Unis. Tous les prix sont exprimés en cents canadiens par litre (cpl) hors taxes. Toutes les séries de prix canadiens et de prix du brut vont de janvier 1996 à novembre 2004 (107 observations), tandis que toutes les séries de prix aux États-Unis vont de janvier 1998 à novembre 2004 (83 observations).

- a. Quelle est la relation entre les prix à la rampe au Canada et les prix du pétrole brut?

Afin de déterminer la relation qui existe entre les prix à la rampe et les prix du pétrole brut¹ — en particulier durant la période allant de mai à août 2004, pendant laquelle les prix à la rampe au Canada ont augmenté de façon substantielle et atteint 50 cpl — nous avons d'abord déterminé quels étaient les prix clés du brut. En nous fondant sur l'analyse contenue dans l'étude du Conference Board et portant sur la structure amont de l'industrie (pp. 1 à 3), nous avons retenu le prix du disponible du West Texas Intermediate Cushing (WTI-Cushing) pour les villes de l'Est et le prix du brut à Edmonton pour les villes de l'Ouest.

Nous avons ensuite estimé l'équation suivante,

¹ Comme le pétrole brut est le principal facteur entrant dans la fabrication de l'essence, nous nous attendons à observer une relation étroite positive entre les prix à la rampe et les prix du brut.

$$\Delta w_{it} = \beta_1(\Delta C_t) + \beta_2(\Delta C_{t-1}) + \varepsilon_t$$

où Δw_{it} représente la variation du cours à la rampe au Canada dans la ville i sur une période de un mois; ΔC_t , la variation du cours du brut associé à la ville i sur une période de un mois; ΔC_{t-1} , la variation du prix du brut associé à la ville i sur une période de un mois avec décalage de un mois; et ε_t , un terme d'erreur. Enfin, β_1 et β_2 sont les coefficients à estimer. Nous avons introduit en outre une variable fictive qui permet de déterminer si la relation entre les prix à la rampe au Canada et les prix du pétrole brut a évolué entre mai et août 2004.

Les estimations ont été effectuées pour chaque ville à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires sur la base des données mensuelles pour la période de janvier 1996 à novembre 2004. Nous avons introduit un décalage dans le prix du pétrole brut afin de tenir compte de la possibilité que les prix du brut dans le mois précédent aient pu influencer sur les prix à la rampe au Canada dans le mois en cours. Tous les prix sont exprimés en cents canadiens par litre (cpl) hors taxes.

Les résultats sont illustrés au tableau 1, où les statistiques t figurent entre parenthèses sous les coefficients estimés. Nous observons que les cours du pétrole brut sont significatifs pour toutes les villes, alors que les cours avec décalage le sont uniquement pour les villes de l'Ouest. La somme des coefficients est d'environ 1,2 pour les villes de l'Est, 1,35 pour les villes des Prairies et 1,5 pour Vancouver. Par conséquent, une augmentation (diminution) de un cpl du prix du brut sur une période de un mois entraînera une augmentation (diminution) de plus de un cpl des prix canadiens à la rampe.

De plus, pour la période de mai à août 2004, nous avons observé une évolution de la relation pour les villes de l'Est et Vancouver, mais non pour les villes des Prairies. On peut le voir au tableau 2 (qui donne seulement les résultats pour les villes où un changement a été observé). Durant cette période, les prix à la rampe à Saint John, Halifax, Québec, Montréal, Ottawa, Toronto et Vancouver n'ont pas augmenté autant que les prix du brut : la hausse (baisse) de un cent le litre du prix du pétrole brut sur une période de un mois a entraîné une hausse (baisse) de moins de 0,7 cent le litre des prix à la rampe dans ces villes entre mai et août 2004.

Établi différemment, l'analyse empirique suggère que les marges des prix à la rampe diminuent à Saint-John, Halifax, Québec, Montréal, Ottawa, Toronto et Vancouver pour la période de mai à août 2004. Quoique les marges des prix à la rampe diminuent également dans les Prairies, le changement n'est pas statistiquement significatif.

Afin d'ajouter du poids à nos constatations, nous avons en outre vérifié si une modification à la variable fictive influait sur les résultats. Par exemple, le fait que la variable fictive prenne la valeur 1 pour la période de mars à août 2004 plutôt que pour celle de mai à août 2004 ne modifie pas les résultats de façon significative. Bien que les coefficients associés à la variable $\Delta C_{t-1} * D$ soient un peu plus faibles et deviennent même non significatifs dans le cas de Vancouver, les sommes des coefficients du tableau 2 demeurent inférieures à 1.

À titre de comparaison, l'étude du Conference Board analyse la relation entre le prix à la rampe à New York et le prix du pétrole brut du West Texas Intermediate pour la période de février 1993 à avril 1999. Il a été déterminé que «... une augmentation (diminution) d'un cent le litre du prix du pétrole brut... cause une légère augmentation (diminution) de plus d'un cent le litre du prix du gros de l'essence américain.» (p. 59)

Nos résultats sont donc similaires à ceux obtenus par le Conference Board.² Ils sont également similaires aux résultats du rapport du Bureau de la concurrence du 5 mai 2003 intitulé, « Mise à jour de quatre éléments de l'étude du Conference Board de janvier 2001 :

Les quinze derniers pieds à la pompe : L'industrie de l'essence au Canada en 2000» qui traitait de la relation entre les prix à la rampe canadien et les prix du pétrole brut entre janvier 1991 et mars 2003.

Nous croyons fermement que nos constatations sont très proches de celles des deux autres études utilisant des données et une période de temps différentes.

Un autre point devrait être mentionné. La réaction des prix à la rampe aux prix du pétrole brut est quelque peu surprenante. En effet, les modèles traditionnels de comportement oligopolistique devraient prédire une réduction des marges après une augmentation du prix d'un intrant; dans notre cas, cela impliquerait que la somme des coefficients estimés devrait être inférieure à un. Une raison qui expliquerait nos résultats est que le modèle empirique que nous utilisons est trop simple (il faut se rappeler que les R^2 ajustés que nous avons obtenus bien que plus élevés que ceux obtenus par le Conference Board, sont relativement petits). Dans le cas présent, les variables clés, telles que les niveaux de stocks ou les coûts de production ajustés, qui pourraient avoir une incidence, ne sont pas incluses. Une autre raison est qu'il pourrait y avoir une différence entre le prix à la rampe observé et l'actuel prix de transaction.

²Il faut noter que les R^2 ajustés dans les tableaux 1 et 2 sont plus grands que ceux obtenus dans l'étude du Conference Board indiquant que notre modèle est supérieur à celui du Conference Board. Le R^2 ajusté est une mesure de la qualité de l'ajustement. Nous avons besoin d'une valeur entre 0 et 1, et cela mesure la proportion de la variation totale pour la variable que nous tentons d'expliquer en tenant compte de la variation des variables explicatives. Plus la valeur du R^2 ajusté est près de un, meilleure est la qualité de l'ajustement.

Tableau 1

Résultats de la régression des prix canadiens à la rampe par rapport aux prix du pétrole brut

Ville	ΔC_t	ΔC_{t-1}	Somme ^a	R ² ajusté
Saint John	1,207 (12,934) ^{***}	0,098 (1,007)	1.207	0.615
Halifax	1,188 (12,776) ^{***}	0,111 (1,148)	1.188	0.61
Québec	1,209 (12,860) ^{***}	0,062 (0,634)	1.209	0.611
Montréal	1,207 (12,843) ^{***}	0,065 (0,662)	1.207	0.61
Ottawa	1,203 (12,805) ^{***}	0,081 (0,827)	1.203	0.609
Toronto	1,207 (12,290) ^{***}	0,078 (0,770)	1.207	0.59
Winnipeg	1,030 (9,642) ^{***}	0,319 (2,890) ^{***}	1.349	0.483
Regina	1,030 (9,659) ^{***}	0,317 (2,880) ^{***}	1.347	0.484
Calgary	1,031 (9,650) ^{***}	0,315 (2,857) ^{***}	1.346	0.483
Vancouver	0,922 (8,524) ^{***}	0,604 (5,409) ^{***}	1.526	0.48

^a Somme des coefficients significatifs uniquement.

*** Significatif à un seuil de 1 %.

Tableau 2
 Résultats de la régression des prix canadiens à la rampe par rapport aux prix du pétrole brut,
 avec variables fictives
 (à l'exclusion des Prairies)

Ville	ΔC_t	ΔC_{t-1}	$\Delta C_t * D$	$\Delta C_{t-1} * D$	Somme ^a	R ² ajusté
Saint John	1,166 (12,179) ^{***}	0,155 (1,573)	0,305 (0,893)	-0,789 (-1,965) [*]	0.377	0.629
Halifax	1,145 (12,008) ^{***}	0,167 (1,704) [*]	0,326 (0,958)	-0,768 (-1,920) [*]	0.544	0.624
Québec	1,167 (12,084)	0,117 (1,182)	0,321 (0,933)	-0,756 (-1,869) [*]	0.411	0.624
Montréal	1,166 (12,060)	0,119 (1,195)	0,318 (0,921)	-0,738 (-1,821) [*]	0.428	0.622
Ottawa	1,161 (12,032) ^{***}	0,136 (1,375)	0,323 (0,939)	-0,760 (-1,880) [*]	0.401	0.623
Toronto	1,166 (11,537) ^{***}	0,135 (1,304)	0,308 (0,855)	-0,785 (-1,853) [*]	0.381	0.602
Vancouver	0,875 (7,919) ^{***}	0,660 (5,843) ^{***}	0,455 (1,094)	-0,863 (-1,771) [*]	0.672	0.499

^a Somme des coefficients significatifs uniquement.

^{*} Significatif à un seuil de 10 %.

^{***} Significatif à un seuil de 1 %.

- b. Quelle est la relation entre les prix à la rampe au Canada et les prix à la rampe aux États-Unis?

Les prix à la rampe au Canada ne subissent pas uniquement l'influence des prix du pétrole brut; ils sont aussi tributaires des prix à la rampe aux États-Unis. Afin de déterminer la relation qui existe entre les prix au Canada et ceux qui sont pratiqués aux États-Unis, en particulier durant la période allant de mai à août 2004, nous avons d'abord déterminé quels étaient les principaux marchés de gros aux États-Unis. En raison de leur proximité avec les villes canadiennes, ces marchés peuvent exercer une influence contraignante sur les grossistes canadiens. Le tableau 3 contient le nom des villes canadiennes qui font l'objet de la présente étude, ainsi que le nom des villes américaines qui leur sont associées.³

Nous avons ensuite estimé l'équation suivante,

$$\Delta W_{it}^C = \beta_1(\Delta W_t^{US}) + \beta_2(\Delta W_{t-1}^{US}) + \varepsilon_t$$

où ΔW_{it}^C représente la variation du cours à la rampe au Canada dans la ville i sur une période de un mois; ΔW_t^{US} , la variation du cours à la rampe aux États-Unis dans la ville correspondante sur une période de un mois; ΔW_{t-1}^{US} , la variation du prix américain à la rampe du mois précédent dans la ville correspondante sur une période de un mois; et ε_t , un terme d'erreur. Enfin, β_1 et β_2 sont les coefficients à estimer. Nous avons en outre introduit une variable fictive qui permet de déterminer si la relation entre les prix à la rampe au Canada et ceux aux États-Uni a évolué entre mai et août 2004.

Les estimations ont été effectuées pour chaque ville à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires sur la base des données mensuelles pour la période de janvier 1998 à novembre 2004. Nous avons introduit un décalage dans le prix à la rampe aux États-Unis afin de tenir compte de la possibilité que les prix à la rampe aux États-Unis dans le mois précédent aient pu influencer sur les prix à la rampe au Canada dans le mois en cours. Tous les prix sont exprimés en cents canadiens par litre (cpl) hors taxes.

³ Le couplage est le même que celui que l'on trouve dans *Les hausses du prix de l'essence en juillet 1999 : Rapport d'examen du Bureau de la concurrence*. Il est important de noter que le Conference Board s'est basé uniquement sur les prix à la rampe à New York. Par conséquent, nos estimateurs devraient être meilleurs que celui utilisé par le Conference Board.

Tableau 3
Appariement des villes canadiennes et des villes américaines

Villes canadiennes	Villes américaines
Saint John	New York
Halifax	New York
Québec	Albany
Montréal	Albany
Ottawa	Albany
Toronto	Buffalo
Winnipeg	Grand Forks
Regina	Grand Forks
Calgary	Grand Forks
Vancouver	Seattle

Les résultats sont illustrés au tableau 4, où les statistiques t figurent entre parenthèses sous les coefficients estimés. Nous observons que les prix à la rampe aux États-Unis – prix courants et prix avec décalage – sont significatifs pour toutes les villes. La somme des coefficients est inférieure à 1 aussi pour toutes les villes. Par conséquent, une augmentation (diminution) de un cpl des prix à la rampe aux États-Unis sur une période de un mois entraînera une augmentation (diminution) de moins de un cpl des prix canadiens à la rampe.

Alors qu'il analysait la relation entre les prix à la rampe canadiens et ceux de la ville de New-York pendant la période de mai 1993 et avril 1999, le Conference Board avait observé que la somme des coefficients était voisine de 1 pour la plupart des villes, à l'exception de Calgary, de Regina et de Winnipeg (p. 59).⁴

La relation étroite entre les prix à la rampe canadiens et américains observée par le Conference Board, quand on la compare avec nos résultats, peut s'expliquer par les changements dans la réglementation environnementale instaurée depuis l'an 2000 au Canada et aux États-Unis, rendant le marché moins intégré. Ces effets n'ont pas été pris en compte par l'étude du Conference Board durant la période couverte par l'analyse.

De plus, pour la période de mai à août 2004, nous avons observé une évolution de la relation uniquement pour les couples Winnipeg-Grand Forks, Regina-Grand Forks et Calgary-Grand Forks. On peut le voir au tableau 5 (qui donne seulement les résultats pour les villes où un changement a été observé). Durant cette période, les prix à la rampe dans ces villes canadiennes n'étaient pas aussi proches que d'habitude de ceux aux États-Unis. Le différentiel moyen de -0,15 cpl passe à +0,28 cpl. Ainsi, entre mai et août 2004, nous observons qu'une hausse (baisse) de un cpl des prix à la rampe à Grand Forks entraîne une hausse (baisse) de plus de un cpl des prix à la rampe à Winnipeg, à Regina et à Calgary.

⁴ Nous devons noter que les R² ajustés dans les tableaux 4 et 5 sont plus grands que ceux obtenus par l'étude du Conference Board. Ceci n'est pas surprenant étant donné que notre couplage des villes est meilleur que celui du Conference Board.

Autrement dit, l'analyse empirique suggère un rapport suffisamment étroit entre les prix à la rampe canadiens et américains. L'analyse suggère également que le rapport a changé pendant la période de mai à août 2004, mais seulement dans les Prairies. Cela peut s'expliquer par « ... une plus grande difficulté à obtenir de l'essence en gros (dans les Prairies) provenant des États-Unis comparativement à la situation dans l'est du Canada et à Vancouver» (Conference Board, p. 59); ceci peut être particulièrement vrai en période d'approvisionnement réduit.

Afin d'ajouter du poids à nos constatations, nous avons vérifié en outre si une modification à la variable fictive influait sur les résultats. Par exemple, le fait que la variable fictive prenne la valeur 1 pour la période de mars à août 2004 plutôt que pour celle de mai à août 2004 ne modifie pas les résultats.

Finalement, il faut noter que la structure de la relation Canada-États-Unis est différente entre les villes de l'est et des villes de l'ouest. Le changement du prix américain courant à la rampe est plus grand pour les villes de l'est que ceux de l'ouest et le changement du prix à la rampe américain est négatif pour les villes de l'est alors qu'il est positif pour les villes de l'ouest. Ceci peut être une indication que les marchés nord-américains de l'essence en gros ne sont plus divisés en fonction d'une ligne nord-sud, mais plutôt d'une ligne est-ouest.

Tableau 4
 Résultats de la régression des prix canadiens à la rampe par rapport aux
 prix américains à la rampe

Ville	ΔW_t^{US}	ΔW_{t-1}^{US}	Somme ^a	R ² ajusté
Saint John	0,953 (22,153)***	-0,160 (-3,664)***	0.793	0.86
Halifax	0,945 (22,788)***	-0,153 (-3,633)***	0.792	0.866
Québec	0,993 (39,698)***	-0,112 (-4,432)***	0.881	0.951
Montréal	0,992 (39,664)***	-0,110 (-4,342)***	0.882	0.951
Ottawa	0,993 (39,985)***	-0,102 (-4,072)***	0.891	0.952
Toronto	1,063 (44,189)***	-0,204 (-8,374)***	0.859	0.961
Winnipeg	0,599 (14,792)***	0,252 (6,191)***	0.851	0.745
Regina	0,599 (14,761)***	0,252 (6,169)***	0.851	0.744
Calgary	0,560 (14,829)***	0,251 (6,166)***	0.811	0.745
Vancouver	0,592 (16,903)***	0,169 (4,830)***	0.761	0.79

^a Somme des coefficients significatifs uniquement.

*** Significatif à un seuil de 1 %.

Tableau 5
 Résultats de la régression des prix à la rampe dans les Prairies par rapport aux
 prix à la rampe à Grand Forks

Ville	ΔW_t^{US}	ΔW_{t-1}^{US}	$\Delta W_t^{US} * D$	$\Delta W_{t-1}^{US} * D$	Somme ^a	R ² ajusté
Winnipeg	0,569 (14,262)***	0,262 (6,514)***	0,455 (2,834)**	-0,087 (-0,551)	1.286	0.768
Regina	0,569 (14,229)***	0,262 (6,490)***	0,456 (2,832)**	-0,086 (-0,547)	1.287	0.767
Calgary	0,570 (14,296)***	0,261 (6,485)***	0,454 (2,830)**	-0,085 (-0,543)	1.285	0.768

^a Somme des coefficients significatifs uniquement.

** Significatif à un seuil de 5 %.

*** Significatif à un seuil de 1 %.

c. Quelle est la relation entre les prix de détail et les prix à la rampe au Canada?

Pour déterminer la relation entre les prix de détail et les prix à la rampe au Canada, nous avons estimé l'équation suivante,

$$\Delta R_{it} = \beta_1(\Delta W_{it}) + \beta_2(\Delta W_{it-1}) + \beta_3(\Delta W_{it-2}) + \beta_4[(R_{it-1} - W_{it-1}) - (R_i - W_i)^*] + \varepsilon_{it}$$

où ΔR_{it} représente la variation du prix de détail sur une période de un mois dans la ville i ; ΔW_{it} , la variation du prix à la rampe sur une période de un mois dans la ville i ; ΔW_{it-1} et ΔW_{it-2} , les variations du prix à la rampe sur une période de un mois dans la ville i , décalées de un mois et de deux mois respectivement; $[(R_{it-1} - W_{it-1}) - (R_i - W_i)^*]$, un terme de correction des erreurs pour la ville i (qui sera expliqué ci-dessous); ε_{it} , un terme d'erreur; et $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ et β_4 , les coefficients à estimer.

Cette équation repose sur l'hypothèse que les changements des prix de détail devraient être influencés par les changements des prix à la rampe et par les marges de détail. En effet, si les détaillants pratiquent de faibles marges, l'évolution du prix de détail résultant d'un changement du prix à la rampe peut varier comparativement aux situations où les marges de détail sont élevées.⁵ Par exemple, si les marges de détail sont élevées (faibles) et que les prix à la rampe augmentent de un cpl, les détaillants peuvent alors rajuster les prix de détail de moins (plus) de un cpl.

Pour rendre compte de cet effet possible, nous avons inclus un terme de correction des erreurs dans les estimations. Il exprime la différence entre le décalage d'une période de la marge de détail et ce qu'on appelle la marge découlant des conditions du marché. Cette dernière constitue une mesure des marges moyennes sur des périodes au cours desquelles les marges de détail ont généralement évolué dans la même direction (qu'elles aient été à la hausse, à la baisse ou stables). Compte tenu

⁵ Par exemple, des marges de détail élevées (faibles) pourraient correspondre à une situation où s'exerce un degré élevé (faible) de position dominante sur le marché.

de l'hypothèse mentionnée ci-dessus, le terme de correction des erreurs devrait être négatif. Par exemple, si les marges de détail étaient élevées (par rapport à leur moyenne sur une période donnée) au cours du mois précédent, une augmentation des prix à la rampe devrait alors entraîner une légère hausse des prix de détail courants comparativement à une situation où les marges de détail étaient faibles au cours du mois précédent.

Les estimations ont été effectuées pour chaque ville à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires sur la base des données mensuelles pour la période de janvier 1996 à novembre 2004. Tous les prix sont exprimés en cents canadiens par litre (cpl) hors taxes. Les résultats sont illustrés au tableau 6, où les statistiques *t* figurent entre parenthèses sous les coefficients estimés.

Nous observons que les prix à la rampe — courants et décalés d'une période — ainsi que le terme de correction des erreurs sont très significatifs. Comme il fallait s'y attendre, les prix à la rampe ont une forte incidence positive sur les prix de détail, alors que les coefficients du terme de correction des erreurs sont tous négatifs.

En ce qui a trait aux prix à la rampe, nous constatons que la somme des coefficients significatifs est proche de un pour la plupart des villes. Ainsi, une augmentation (diminution) de un cpl des prix à la rampe entraînera une hausse (baisse) de un cpl des prix de détail. Toutefois, la somme des coefficients significatifs pour Saint John, Halifax et Regina est voisine de 0,90 ou inférieure à 0,90, alors que la somme des coefficients significatifs pour Vancouver excède 1,20. Ces résultats semblent indiquer des marchés au détail concurrentiels puisque le taux du coût imputé est proche de un.

Pour ce qui est des conclusions concernant le terme de correction des erreurs, nous observons que les rajustements des prix de détail qui résultent d'une variation des prix à la rampe diffèrent selon que les marges de détail sont élevées ou faibles. Par exemple, si ces dernières sont supérieures à la marge découlant des conditions du marché, il se peut qu'une augmentation des prix à la rampe ne se reflète pas entièrement dans les prix de détail, et nous observerions alors des marges de détail moindres. En revanche, si les marges de détail sont inférieures à la marge découlant des conditions du marché, une augmentation des prix à la rampe provoquera une hausse plus importante des prix de détail, et nous observerions alors des marges de détail plus élevées.⁶

Une fois de plus, nos résultats sont similaires à ceux obtenus dans l'étude du Conference Board et du rapport du Bureau de la concurrence de 2003⁷. La première analyse couvre la période de janvier 1991 à mars 2000 alors que la seconde couvre la période de janvier 1991 à mars 2003.

Nous utilisons également une autre méthode pour analyser la relation entre les prix de gros et les prix de détail au Canada. À cause de la nature du terme erreur-correction, on pourrait saisir vraisemblablement les effets de la fluctuation des prix observée en 2004. Il serait donc difficile de détecter tous les changements, s'il y en a, dans la relation entre les prix à la rampe et les prix de détail au Canada pendant cette période de temps. Alors, nous avons omis le terme erreur-correction et estimé l'équation suivante :

⁶ Par ailleurs, si les marges de détail sont supérieures (inférieures) à la marge découlant des conditions du marché et que les prix à la rampe diminuent, les prix de détail baisseront alors davantage (moins) que les prix à la rampe.

⁷ Noter que les R^2 ajustés dans le tableau 6 sont plus grands que ceux obtenus dans l'étude du Conference Board.

$$\begin{aligned}\Delta R_{it} &= \beta_1(\Delta W_{it}) + \beta_2(\Delta W_{it-1}) + \beta_3(\Delta W_{it-2}) \\ &+ \beta_4(\Delta W_{it}) * D + \beta_5(\Delta W_{it-1}) * D + \beta_6(\Delta W_{it-2}) * D \\ &+ \varepsilon_{it}\end{aligned}$$

où ΔR_{it} , ΔW_{it} , ΔW_{it-1} , ΔW_{it-2} et ε_{it} sont avant; β_1 à β_6 sont des coefficients qui doivent être estimés; et, D est la variable nominale qui prend une valeur de un de mai 2004 à août 2004 (noter qu'utilisé une variable nominale qui prend la valeur de un de mars 2004 à août 2004 ne change pas les résultats).

Les estimations ville par ville ont été à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaire et en utilisant des données mensuelles de janvier 1996 à novembre 2004. Tous les prix sont en cpl canadien et les taxes ne sont pas incluses.

Les résultats sont illustrés au tableau 7 où les statistiques t sont en parenthèses sous les coefficients estimés.

Nous n'avons trouvé aucun changement dans la relation entre les prix à la rampe et les prix au détail de mai 2004 à août 2004 sauf à Ottawa, Toronto et Winnipeg où la marge au détail a augmenté durant cette période (c.-à-d., que les prix de détail ont augmenté plus que les marges à la rampe).⁸ Toutefois, il faudrait noter que les marges au détail à Winnipeg et Toronto étaient particulièrement basses lorsque comparées aux autres villes pendant les mois précédents les hausses de prix (c.-à-d., le résultat pour Winnipeg et Toronto peut refléter l'omission du terme erreur-correction) et que les marges au détail à Ottawa ont diminuées de façon sensible en septembre et octobre 2004.

Alors, l'analyse empirique ne suggère aucun changement au niveau de la relation entre les prix au détail et les prix à la rampe pendant la période de mars ou mai 2004 à août 2004. Les changements observés peuvent simplement reflétés les conditions inhabituels qui existaient avant la période qui nous intéresse.

⁸Une modification à nos résultats est observé lorsque l'on utilise la variable nominale de mars à août 2004: la relation entre les prix à la rampe et les prix au détail ne change pas à Toronto.

Tableau 6
Résultats de la régression des prix de détail canadiens par rapport aux prix à la rampe
avec le terme erreur-correction

Ville	ΔW_{it}	ΔW_{it-1}	ΔW_{it-2}	Somme ^a	Terme de correction de l'erreur	R ² ajusté
Saint John	0.602 (14.188) ^{***}	0.270 (4.902) ^{***}	-0.025 (-0.593)	0.872	-0.443 (-5.236) ^{***}	0.785
Halifax	0.687 (19.151) ^{***}	0.223 (4.956) ^{***}	0.018 (0.501)	0.91	-0.504 (-6.749) ^{***}	0.85
Québec	0.790 (15.770) ^{***}	0.276 (5.061) ^{***}	0.082 (1.599)	1.066	-0.443 (-5.489) ^{***}	0.783
Montréal	0.876 (20.114) ^{***}	0.120 (4.410) ^{***}	-0.003 (-0.059)	0.996	-0.752 (-7.679) ^{***}	0.849
Ottawa	0.935 (22.988) ^{***}	0.105 (2.545) ^{**}	0.061 (1.470)	1.04	-0.401 (-5.056) ^{***}	0.851
Toronto	0.956 (25.030) ^{***}	0.116 (3.072) ^{***}	-0.019 (0.471)	1.072	-0.536 (-6.223) ^{***}	0.877
Winnipeg	0.757 (12.315) ^{***}	0.399 (6.374) ^{***}	-0.080 (-1.273)	1.156	-0.292 (-4.068) ^{***}	0.737
Regina	0.777 (17.340) ^{***}	0.175 (3.695) ^{***}	-0.094 (-2.128) ^{**}	0.858	-0.550 (-6.000) ^{***}	0.838
Calgary	0.724 (17.566) ^{***}	0.298 (6.282) ^{***}	-0.081 (-1.902) [*]	0.941	-0.602 (-6.510) ^{***}	0.87
Vancouver	0.947 (13.412) ^{***}	0.146 (2.093) ^{**}	0.133 (1.878) [*]	1.226	-0.341 (-4.634) ^{***}	0.703

^a Somme des coefficients significatifs uniquement.

* Significatif à un seuil de 10 %.

** Significatif à un seuil de 5 %.

*** Significatif à un seuil de 1 %.

Tableau 7
Résultats de la régression des prix de détail canadiens par rapport aux prix à la rampe
sans le terme erreur-correction

Ville	ΔW_{it}	ΔW_{it-1}	ΔW_{it-2}	$\Delta W_{it} * D$	$\Delta W_{it-1} * D$	$\Delta W_{it-2} * D$	R ² ajusté
Saint John	0.601 (11.270) ^{***}	0.461 (8.980) ^{***}	-0.036 (-0.658)	0.165 (1.143)	0.046 (0.299)	-0.033 (-0.232)	0.725
Halifax	0.677 (14.259) ^{***}	0.437 (9.531) ^{***}	-0.035 (-0.730)	0.125 (0.980)	-0.042 (-0.306)	0.149 (1.181)	0.784
Quebec	0.790 (12.608) ^{***}	0.440 (7.271) ^{***}	-0.002 (-0.027)	0.142 (0.823)	-0.093 (-0.491)	0.121 (0.711)	0.720
Montreal	0.872 (14.260) ^{***}	0.319 (5.392) ^{***}	-0.130 (-2.073) ^{**}	0.164 (0.969)	0.026 (0.139)	-0.020 (-0.120)	0.758

Ottawa	0.892 (18.056)***	0.172 (3.593)**	0.008 (0.152)	0.322 (2.364)**	0.087 (0.587)	0.148 (1.101)	0.822
Toronto	0.959 (19.392)***	0.119 (2.505)**	-0.074 (-1.460)	0.078 (0.571)	0.274 (1.855)*	0.157 (1.165)	0.833
Winnipeg	0.695 (10.009)***	0.495 (7.470)***	-0.193 (-2.735)***	0.542 (2.869)***	0.148 (0.783)	0.304 (1.652)	0.717
Regina	0.810 (14.495)***	0.317 (5.946)***	-0.141 (-2.482)**	0.121 (0.795)	-0.018 (-0.116)	0.156 (1.056)	0.780
Calgary	0.753 (14.412)***	0.498 (9.982)***	-0.202 (-3.791)***	0.126 (0.887)	-0.082 (-0.572)	0.168 (1.213)	0.817
Vancouver	1.011 (12.222)***	0.169 (2.080)**	0.127 (1.521)	-0.390 (-1.557)	0.108 (0.464)	-0.094 (-0.411)	0.642

^a Somme des coefficients significatifs uniquement.

* Significatif à un seuil de 10 %.

** Significatif à un seuil de 5 %.

*** Significatif à un seuil de 1 %.

- d. Est-ce que les prix de détail changent de façon asymétrique par rapport aux augmentations ou aux diminutions des prix à la rampe?

L'asymétrie dans la fixation des prix de détail de l'essence fait référence au phénomène voulant que les prix de détail réagissent plus fortement aux augmentations des prix à la rampe qu'à leurs diminutions. Un certain nombre de raisons pourraient expliquer cela, y compris, sans toutefois s'y limiter, l'existence d'une position dominante sur le marché, les coûts d'ajustement de l'offre et les accords à long terme.

Afin de vérifier s'il y a asymétrie, nous avons estimé l'équation suivante,

$$\Delta R_{it} = \beta_1(\Delta W_{it}) + \beta_2(\Delta W_{it} \times D) + \varepsilon_{it}$$

où ΔR_{it} représente la variation du prix de détail sur une période de un mois dans la ville i ; ΔW_{it} , la variation du prix à la rampe sur une période de un mois dans la ville i ; D , une variable fictive égale à un si la variation des prix à la rampe est positive et à zéro dans le cas contraire; ε_{it} , un terme d'erreur; et β_1 et β_2 , les coefficients à estimer. La variable fictive est incluse dans le but d'isoler l'effet des augmentations du prix à la rampe. Par conséquent, s'il existe une certaine asymétrie, c'est-à-dire si les prix de détail varient de façon différente par suite d'une augmentation ou d'une diminution des prix à la rampe, le coefficient associé à la variable comprenant la variable nominale D , devrait être statistiquement significatif.

Les estimations ont été effectuées pour chaque ville à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires sur la base des données mensuelles pour la période de janvier 1998 à novembre 2004. Tous les prix sont exprimés en cents canadiens par litre (cpl) hors taxes.

Les résultats des estimations sont illustrés au tableau 8, où les statistiques t figurent entre parenthèses sous les coefficients estimés. Pour toutes les villes sauf Winnipeg, les coefficients associés à la variable fictive ne sont pas statistiquement significatifs, ce qui suppose qu'il n'existe aucune preuve d'asymétrie, c.-à-d. les prix de détail varient de la même façon par suite d'une diminution ou d'une augmentation des prix à la rampe, sauf pour Winnipeg, où les prix de détail augmentent plus rapidement par suite d'une augmentation des prix à la rampe qu'ils ne diminuent par suite d'une baisse de ces prix (a priori, nous n'avons explication à savoir pourquoi c'est le cas).

À l'exception de Winnipeg, les résultats sont similaires à ceux de l'étude du Conference Board (qui couvrait la période de janvier 1991 à mars 2000) et au rapport du Bureau de la concurrence de 2003 (qui couvrait la période de janvier 1991 à mars 2003).⁹

Tableau 8
Résultats des régressions de l'asymétrie

Ville	ΔW_{it}	$\Delta W_{it} * D$	R ² ajusté
Saint John	0,559 (6,113) ^{***}	0,134 (1,057)	0.478
Halifax	0,667 (7,597) ^{***}	0,028 (0,231)	0.54
Québec	0,751 (7,778) ^{***}	0,092 (0,688)	0.573
Montréal	0,886 (9,850) ^{***}	0,041 (0,336)	0.668
Ottawa	0,859 (13,040) ^{***}	0,135 (1,487)	0.799
Toronto	0,910 (14,005) ^{***}	0,111 (1,240)	0.815
Winnipeg	0,692 (6,414) ^{***}	0,297 (1,952) [*]	0.541
Regina	0,871 (10,906) ^{***}	0,020 (0,176)	0.697
Calgary	0,819 (8,883) ^{***}	0,070 (0,541)	0.618
Vancouver	0,857 (7,728) ^{***}	0,182 (1,216)	0.609

* Significatif à un seuil de 10 %.

*** Significatif à un seuil de 1 %.

3. Conclusion

Ce rapport présente les résultats de quatre tests qui ont été réalisés afin d'analyser diverses relations de prix dans l'industrie de l'essence au Canada. Ces tests s'inspirent de ceux contenus dans l'étude du Conference Board publiée en 2001, mais ils ont été modifiés de manière à déterminer si les relations entre les prix ont évolué d'une manière inhabituelle durant le printemps et l'été 2004, période où de fortes augmentations de prix (de gros et de détail) ont été observées.

Nous n'avons pas observé de comportement de prix inhabituel dans l'industrie canadienne de l'essence, c'est-à-dire que nous n'avons pas relevé d'effets de prix qui auraient pu être attribuables à un comportement anticoncurrentiel.

Bien que certains résultats varient légèrement d'une ville à l'autre, ceci n'est pas inattendu étant donné que chaque marché est caractérisé par sa propre situation concurrentielle.